



Revista de Psicopatología y Psicología Clínica, 22, 21-32, 2017

doi: 10.5944/rppc.vol.22.num.1.2017.16825

[www.aepccp.net](http://www.aepccp.net)

<http://revistas.uned.es/index.php/rppc>

ISSN 1136-5420

© Asociación Española de Psicología Clínica y Psicopatología

## Estilos de afrontamiento y generación de estrés interpersonal en adolescentes

Marisa Espina<sup>1</sup> y Esther Calvete<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Colegio P. Andrés de Urdaneta, Loiu (Vizcaya), España

<sup>2</sup> Universidad de Deusto, Bilbao, España

**Resumen:** Este estudio examina el rol del afrontamiento en el modelo de generación de estrés. En un estudio longitudinal en dos tiempos, se evaluó si los síntomas depresivos y diversos estilos de afrontamiento (distanciamiento, control primario y control secundario) predecían un aumento de la ocurrencia de los sucesos estresantes interpersonales y de su percepción de estresantes seis meses más tarde. La muestra final consistió en 948 estudiantes (435 chicas, 511 chicos, edad: 15-20 años; Media = 17.03;  $DT = 1.01$ ). Los resultados apoyan el modelo de generación de estrés en el que la sintomatología depresiva en un primer momento temporal predice un aumento del número de estresores y del estrés percibido en un segundo momento temporal. El afrontamiento tipo distanciamiento predice un aumento del estrés percibido solo en las chicas. Se discuten las implicaciones de estos resultados a nivel teórico y aplicado.

**Palabras clave:** Depresión; afrontamiento; generación de estrés; sucesos estresantes; adolescentes.

**Abstract:** *Coping styles and generation of interpersonal stress in adolescents.* This study examines the role of coping in the stress generation model. In a two-wave longitudinal study, we examined whether depressive symptoms and coping styles (disengagement, primary control engagement and secondary control engagement) predicted an increase of the number of interpersonal stressors and perceived stress six months later. The final sample consisted of 948 students (435 female, 511 male, age: 15- 20 years; Mean: 17.03,  $SD = 1.01$ ). Findings support the stress generation model with depressive symptoms predicting the increase of both number of stressors and perceived stress over time. Disengagement coping predicted an increase of perceived stress only in girls. Implications of these findings for theory and applications are discussed.

**Keywords:** Depression; coping; stress generation; stressful events; adolescents.

### Introducción

La adolescencia es una etapa en la que aumenta el número de sucesos estresantes a los que tiene que enfrentarse el individuo (Pettit, Lewinsohn, Seeley, Roberts y Yaroslavsky, 2010), sobre todo aquellos de naturaleza interpersonal (Seiffge-Krenke, Aunola y Nurmi, 2009). Este aumento de estresores actúa como un pre-

dictor importante de la aparición de síntomas de depresión (Grant y McMahon, 2005; Hammen, 2005; Sánchez-Hernández, Méndez y Garber, 2014). El modelo de exposición al estrés de la depresión implica que los sucesos estresantes incrementan la vulnerabilidad de la persona a la depresión, asumiendo que la relación entre el estrés y la depresión es unidireccional. Así, por ejemplo, en un estudio realizado con adolescentes españoles se encontró que los sucesos estresantes negativos se asociaban con más síntomas de depresión (Ferreira, Granero, Noorian, Romero y Domènech, 2012). Desde esta perspectiva, las personas son agentes pasivos ante los estresores ambientales teniendo un papel poco significativo en el desarrollo de la sintomatología depresiva (Liu, 2013).

Recibido: 07 julio 2016; aceptado: 17 enero 2017.

**Correspondencia:** Esther Calvete, Facultad de Psicología, Universidad de Deusto, Av. de las Universidades s/n, 48015, Bilbao, España. Correo-e: [esther.calvete@deusto.es](mailto:esther.calvete@deusto.es)

**Agradecimientos:** Esta investigación fue apoyada por una subvención del Ministerio de Economía y Competitividad (Ref. PSI2015-68426-R) y del País Vasco (Ref. IT982-16 y Ref. PI\_2016\_1\_0023).

Por otra parte, el *modelo de generación de estrés* proporciona una visión diferente. En este modelo la persona es vista como un agente activo en su relación con el entorno ya que contribuye a la ocurrencia de sucesos estresantes dependientes de la propia conducta de la persona que influyen en el desarrollo de la depresión (Hammen, 2006). Así, la relación entre el estrés y la depresión es bidireccional y recíproca. Los individuos con depresión contribuyen activamente a su propio estrés interpersonal, el cual a su vez incrementa la probabilidad de síntomas depresivos posteriores (Hammen, 2006). En el modelo de generación de estrés se examina el papel de los sucesos vitales dependientes. Los sucesos vitales dependientes son aquellos cuya ocurrencia está influida por las características del individuo o son el resultado de la actuación de la persona y en la mayoría de los estudios se han considerado especialmente los estresores dependientes de tipo interpersonal, que se refieren a las relaciones con otras personas (Hammen, 2005). El modelo de generación de estrés en el que los individuos con diagnóstico de depresión incrementan la ocurrencia de sucesos estresantes dependientes ha sido comprobado con diferentes grupos de edad; por ejemplo, con niños y adolescentes con trastorno depresivo (Connolly, Eberhart, Hammen y Brennan, 2010; Daley et al., 1997; Harkness, Lumley y Truss, 2008; Harkness y Stewart, 2009; Rudolph, 2008; Rudolph et al., 2000) y con niños y adolescentes con sintomatología depresiva (Cole, Nolen-Hoeksema, Girgus y Paul, 2006; Hankin, Mermelstein y Roesch, 2007; Shapero, Hankin y Barrocas, 2013). Con muestras españolas también se ha obtenido apoyo para la hipótesis de que los síntomas depresivos iniciales generan estrés posterior (Calvete, 2011a, 2011b; Calvete, Orue y Hankin, 2013).

El modelo de generación de estrés se propuso en parte para explicar las diferencias de género consistentes en tasas más altas de depresión y síntomas depresivos en las mujeres en comparación con los hombres (Hammen, 1991). La hipótesis subyacente es que las mujeres adultas y las chicas adolescentes contribuyen en mayor medida que los hombres a la generación de estresores. Aunque los resultados hallados hasta la fecha en las diferentes investigaciones considerando el género en la generación de estrés han sido mixtos, algunos estudios con muestras de niños y adolescentes apoyan las diferencias de género encontrando que las chicas adolescentes con síntomas depresivos generan más sucesos dependientes interpersonales en comparación con los chicos (Calvete et al., 2013; Mezulis, Funasaki, Charbonneau y Hyde, 2010; Rudolph, Flynn, Abaied, Groot y Thompson, 2009; Shapero et al., 2013; Shih, Eberhart, Hammen y Brennan, 2006).

A pesar de que la generación de estrés inicialmente se centró en evaluar cómo la depresión y sintomatología depresiva predicen un aumento de estrés, ello no significa que sean los únicos factores que contribuyen a generar nuevos estresores. Los sucesos estresantes dependientes están de alguna manera influidos por otras características del individuo tales como estilos cognitivos, rasgos de personalidad, estilos de apego, valores y conductas del individuo (Hammen, 1991, 2006; Calvete et al., 2013).

Un potencial predictor de la generación de estrés interpersonal que apenas ha recibido atención son las estrategias de afrontamiento que los adolescentes emplean ante los estresores. Aunque existen numerosas clasificaciones de las estrategias de afrontamiento (véase Skinner, Edge, Altman y Sherwood, 2003 para una revisión), en este estudio se sigue la clasificación propuesta por Compas, Connor-Smith, Saltzman, Thomsen y Wadsworth (2001). Estos autores diferenciaron, en primer lugar, entre la aproximación al estresor y el distanciamiento (por ejemplo, evitación) del estresor. A su vez, propusieron que las respuestas de afrontamiento de aproximación podían dividirse en control primario, involucrando intentos directos de cambiar una situación negativa o manejar emociones relacionadas (por ejemplo, resolución de problemas, expresión emocional y regulación emocional) y control secundario, implicando esfuerzos para adaptarse a una situación negativa (por ejemplo, a través de la aceptación y del pensamiento positivo). En general, el afrontamiento tipo distanciamiento, que incluye la negación y la evitación, se ha considerado disfuncional en base a numerosos estudios previos (Pinquart y Silbereisen, 2008; Sanjuan y Avila, 2016; Wadsworth, Rieckmann, Benson y Compas, 2004).

Dada la naturaleza disfuncional de algunas modalidades de afrontamiento es razonable esperar que estas puedan contribuir a la generación de nuevos estresores. Sin embargo, tal y como se ha mencionado, la investigación sobre el papel del afrontamiento en la generación de nuevos estresores es muy escasa. Uno de los primeros estudios fue el de Davila, Hammen, Burge, Paley y Daley (1995), quienes con una muestra consistente solo en chicas adolescentes con edades comprendidas entre los 17 y 18 años encontraron que una solución de problemas interpersonales deficiente predecía la ocurrencia de mayores tasas de estresores interpersonales. Asimismo, en un estudio con una muestra de población adulta, se encontró que el afrontamiento evitativo (i.e., de distanciamiento) estaba asociado a más estresores crónicos y episódicos/agudos cuatro años más tarde, apoyando, por tanto, el papel de las estrategias de afrontamiento de evitación en la generación de

estresores vitales (Holahan, Moos, Holahan, Brennan y Schutte, 2005).

Por su parte, Barker (2007) valoró el papel del afrontamiento centrado en el problema, el centrado en la emoción y el evitativo en relación con estresores académicos e interpersonales experimentados durante un período de cuatro semanas en una muestra de estudiantes universitarios. El afrontamiento evitativo predijo un aumento de estresores interpersonales. En contraste, ninguna de las otras estrategias de afrontamiento (i.e., centradas en el problema y en la emoción) predijo cambios en estresores posteriores. Por último, un estudio de Flynn y Rudolph (2011) con una pequeña muestra de adolescentes (86 chicas y 81 chicos) encontró que una variable a la que denominaron respuestas de estrés inefectivas, que integraba menos afrontamiento de aproximación, más afrontamiento de distanciamiento y más respuestas involuntarias de estrés de distanciamiento, predecía un aumento de estresores interpersonales.

La revisión de la literatura realizada hasta ahora muestra como la investigación sobre el papel del afrontamiento como predictor de nuevos estresores apenas ha sido estudiada. Únicamente dos estudios han abordado este problema con adolescentes. El primero tiene la limitación de haber sido realizado solo en chicas (Davila et al., 1995) y el segundo tiene la limitación del pequeño tamaño de la muestra y de haber integrado todas las medidas de afrontamiento en una única variable latente, lo que impide evaluar el rol específico de cada categoría de afrontamiento (Flynn y Rudolph, 2011).

En el presente trabajo partimos de la hipótesis principal de que las respuestas de afrontamiento del estrés utilizadas por los adolescentes pueden predecir cambios en la ocurrencia futura de estresores interpersonales. Sin embargo, la evidencia empírica para esta hipótesis es muy limitada tal y como se ha indicado atrás. Por ello, el presente estudio longitudinal en dos tiempos (Tiempo 1, T1; Tiempo 2, T2) tiene como objetivo principal examinar el modelo de generación de estrés en relación con el afrontamiento. Específicamente, se evalúa si estilos de afrontamiento concretos predicen un aumento de los sucesos estresantes dependientes mientras que otros los reducen. Dado el papel ya conocido de los síntomas de depresión como generadores de nuevos estresores interpersonales y dado que algunos estilos de afrontamiento se asocian con los síntomas de depresión, en este estudio se incluyó esta variable para controlarla y poder examinar si los distintos estilos de afrontamiento predicen cambios de estresores más allá de lo predicho por los síntomas de depresión.

Se espera encontrar que el afrontamiento de distanciamiento en T1, los estresores en T1 y los síntomas de-

presivos en T1 predecirán un aumento de estresores en T2. Asimismo, se espera que el afrontamiento de control primario, que incluye la resolución de problemas y la expresión emocional, y el afrontamiento de control secundario, que incluye estrategias tales como la aceptación y la reestructuración cognitiva, predigan una reducción del número de estresores. En segundo lugar se quiere evaluar si el género modera el modelo de generación de estrés. La hipótesis en relación con el género, en consistencia con el modelo propuesto por Hammen (1991), es que la generación de estrés interpersonal será mayor en las chicas.

## Método

### *Participantes*

En el T1 participaron 1163 adolescentes (493 chicas, 668 chicos y 2 que no indicaron sexo) procedentes de seis centros escolares de Vizcaya con un total de 42 aulas. El tipo de muestreo fue no aleatorio pero sí se buscó representatividad en cuanto a tipos de colegios. En concreto, participaron 20 aulas de 1º Bachillerato, 17 aulas de 2º Bachillerato y 3 de ciclos formativos de grado medio de instalaciones eléctricas y automáticas, frigoríficas y de calefacción y carrocería y 2 de grado superior de instalaciones en telecomunicaciones y de producción de calor. Los alumnos de Bachillerato tenían entre 16 y 19 años y los alumnos de los ciclos formativos entre 15 y 20 años ( $M = 17.07$ ;  $DT = 1.03$ ). Cinco de los centros escolares eran concertados (de Bachillerato y Ciclos Formativos) y uno público, en el que se impartía Bachillerato. Cuatro de ellos estaban ubicados en zona urbana (en diferentes barrios de Bilbao) y dos en poblaciones cercanas a Bilbao.

Las medidas se tomaron al comienzo del curso escolar (T1) y seis meses después (T2). Un total de 948 adolescentes contestaron a los cuestionarios tanto en el T1 como en el T2 (Índice de abandono = 18.48%). En la mayoría de los casos la razón de abandono fue que no estaban en el centro por enfermedad si bien en algunos casos la pérdida se debió a errores en los códigos para emparejar las medidas a lo largo del tiempo o a que estaban realizando las prácticas de ciclo formativo en empresas. Un mayor porcentaje de chicos (73%) que de chicas (27%) no completó el segundo tiempo ( $\chi^2(1) = 25$ ;  $p < .001$ ).

De este modo, la muestra que completó los dos tiempos consistió en un total de 948 estudiantes (435 chicas, 511 chicos y 2 que no indicaron género). Se realizaron una serie de pruebas t, de cuyos resultados se informa a continuación, para evaluar diferencias en las medidas

del estudio en el T1 entre los que completaron los dos tiempos y los que no completaron el T2. La edad media de la muestra final fue 17.03 ( $DT = 1.01$ ), ligeramente más baja que la de los que no completaron el segundo tiempo (17.2.  $DT = 1.00$ ),  $t = 2.59$ ,  $p = .01$ ). Se observó que los que completaron los dos tiempos puntuaban significativamente más alto en afrontamiento de control primario ( $t = 4.26$ ;  $p < .001$ ). No hubo diferencias significativas en los dos grupos en cuanto a síntomas de depresión ( $p = .52$ ), número de estresores interpersonales ( $p = .22$ ), estrés percibido ( $p = .97$ ), afrontamiento de control secundario ( $p = .09$ ) y afrontamiento de distanciamiento ( $p = .89$ ).

### Instrumentos

Se ha evaluado la *presencia de acontecimientos vitales estresantes* en la vida de los adolescentes aplicando la forma reducida que Hankin, Abramson, y Siler (2001) elaboraron de la Escala de Acontecimientos Percibidos para los adolescentes (*Adolescent Perceived Events Scale*, APES; Compas, Davis, Forsythe, y Wagner, 1987). Esta versión reducida incluye sucesos vitales negativos estresantes y desecha aquellos eventos que podían ser confundidos con la psicopatología. Esta versión reducida fue adaptada para los adolescentes españoles y ha demostrado unas propiedades psicométricas adecuadas en numerosos estudios con muestras diferentes (p.ej., Calvete, Villardón, y Estévez, 2008; Calvete, Orue, y Hankin, 2013). Los participantes indican si ha tenido lugar o no cada uno de los eventos en los últimos meses y en caso de haber ocurrido deben indicar en qué medida fue estresante, utilizando una escala de 0 (*nada estresante*) a 3 (*muy estresante*). A partir del APES se puede obtener una puntuación específica de número de eventos dependientes interpersonales experimentado y estrés percibido para estos eventos. Los eventos dependientes sociales incluyen, por ejemplo, tener pocos amigos o ningún amigo, problemas o discusiones con padres, hermanos/as o familia. Esta puntuación se empleó para evaluar las hipótesis del estudio. En este estudio, el coeficiente alfa para el estrés percibido de los sucesos estresantes fue de .92 tanto en el T1 como en el T2.

Para la *evaluación de las estrategias de afrontamiento* se ha utilizado la versión española del Cuestionario de Respuestas al Estrés (*Responses to Stress Questionnaire*, RSQ; Connor-Smith, Compas, Wadsworth, Thomsen, y Saltzman, 2000) adaptado por Connor-Smith y Calvete (2004) a adolescentes españoles. El RSQ evalúa tanto las respuestas involuntarias como las respuestas voluntarias a diferentes estresores. En el presente estudio sólo se han utilizado las escalas de respuestas voluntarias

(afrontamiento de control primario, afrontamiento de control secundario y afrontamiento de distanciamiento). El afrontamiento de control primario incluye la solución de problemas, la regulación emocional y la expresión emocional (9 ítems). El afrontamiento de control secundario incluye la distracción, el pensamiento positivo, la reestructuración positiva y la aceptación (12 ítems). El afrontamiento de distanciamiento incluye la evitación, la negación y el pensamiento de deseo (9 ítems). Los adolescentes participantes señalaron las respuestas de afrontamiento que utilizaron para manejar los estresores sociales incluidos en el APES. El análisis factorial confirmatorio ha validado este modelo de respuestas al estrés con muchas muestras de adolescentes y adultos en otros países y ha revelado buenas propiedades psicométricas con coeficientes de consistencia interna, buena fiabilidad test-retest, validez de constructo y validez de criterio (Connor-Smith et al., 2000). El análisis factorial confirmatorio ha demostrado equivalencia del RSQ en muestras norteamericanas y españolas de estudiantes (Connor-Smith y Calvete, 2004). En la adaptación al español los coeficientes alfa oscilaron entre .67 y .87 (Connor-Smith y Calvete, 2004). En este estudio, los coeficientes alfa fueron .73, .72 y .64 para el afrontamiento de control primario, el afrontamiento control secundario y el afrontamiento de distanciamiento, respectivamente.

Los *síntomas depresivos* fueron valorados por el Autoinforme para jóvenes, subescala de problemas afectivos de la versión española de *Youth Self-Report* (YSR; Achenbach y Rescorla, 2001) adaptado por Lemos, Vallejo y Sandoval (2002) para adolescentes españoles. El instrumento ha mostrado una excelente fiabilidad y validez discriminando entre los adolescentes que han tenido problemas psicológicos o de salud mental de aquellos que no. Por ejemplo, Fonseca-Pedrero, Sierra-Baigrie, Lemos-Giráldez, Paino, y Muñiz (2012) han confirmado el modelo factorial mostrando la equivalencia del mismo para chicos y chicas y grupos de diferentes edades. En su trabajo con una muestra de 4868 adolescentes españoles encontraron coeficientes alfa entre .60 y .80. En este trabajo usamos la subescala de problemas afectivos del YSR, que está basada en el Manual Diagnóstico de Trastornos Mentales (DSM-IV-R, American Psychiatric Association, 1994). La subescala consiste en 13 ítems seleccionados por su consistencia con las categorías diagnósticas de depresión mayor y del trastorno distímico (Achenbach, Dumenci y Rescorla, 2000). Los autores usaron un sistema de expertos y seleccionaron ítems bajo el criterio de que al menos 14 de 22 expertos puntuaran el ítem como muy consistente con la categoría diagnóstica de problemas afectivos (Achenbach et al., 2000). En este estudio, los coeficientes alpha para la es-



cala de los problemas afectivos fueron de .74 y .75 en el T1 y T2 respectivamente.

### *Procedimiento*

El estudio obtuvo aprobación por el Comité de Ética en Investigación de la Universidad de Deusto. Se contactó con los diferentes centros escolares explicando que se trataba de un estudio sobre los acontecimientos vitales estresantes y la depresión en adolescentes. Se remitió a los padres un consentimiento informado para que permitiesen participar a sus hijos en el estudio y se les comunicó la naturaleza y el objetivo del estudio. Ninguno de los padres rehusó a que sus hijos participaran en el estudio. Los datos se recogieron en las aulas bajo la supervisión de psicólogas pertenecientes al equipo de investigación y en horario lectivo. Normalmente se emplearon las horas dedicadas a tutorías dentro del horario escolar. Se invitó a participar a los adolescentes explicándoles la naturaleza voluntaria y confidencial del estudio. No hubo incentivos económicos por la participación. La cumplimentación de los cuestionarios duró aproximadamente una hora y los cuestionarios se completaron en papel.

Dado que los participantes no debían poner su nombre y apellido en los cuestionarios, con el fin de poder vincular los datos correspondientes de la primera medición con la segunda, se pidió a cada uno de los participantes que indicara un código sólo conocido por cada participante formado a partir de datos sociodemográficos (sexo, fecha de nacimiento, número de hermanos y edad de la persona más joven de casa). A pesar de ello, algunos cuestionarios no pudieron ser asociados debido a errores en los códigos y fueron eliminados, siendo parte del porcentaje de pérdida de los participantes entre el T1 y el T2. En el T1 los adolescentes completaron todas las medidas. En el T2 se volvieron a evaluar los estresores interpersonales y los problemas afectivos. Los datos sociodemográficos utilizados para crear el código de identificación fueron recogidos en los dos tiempos.

### *Análisis estadístico*

Se empleó modelado de ecuaciones estructurales mediante el método de máxima verosimilitud con LISREL 9.2 (Jöreskog y Sörbom, 2013). Se utilizó el método de máxima verosimilitud robusta (RML), que requiere una estimación de la matriz de covarianza asintótica de las varianzas y covarianzas de la muestra e incluye el índice  $\chi^2$  escalado Satorra-Bentler (SB  $\chi^2$ ; Chou, Bentler y Satorra, 1991). Los valores perdidos fueron imputados me-

dian el algoritmo EM. Se utilizaron tres parcelas de ítems como indicadores de cada variable latente siguiendo las recomendaciones de diversos autores (Little, 2013; Little, Cunningham, Shahar y Widaman, 2002). La escala de cada constructo se estableció fijando la varianza latente a 1 porque este es el método recomendado cuando las variables manifiestas se han medido en escalas diferentes (Little, Slegers y Card, 2006). Los errores de medida de los indicadores de la variable estresores que se midió tanto en el T1 como en el T2 se conceptualizaron como correlacionados siguiendo el procedimiento estándar en estudios longitudinales dado que al utilizarse el mismo test en los dos tiempos cabe esperar que los errores de medida estén correlacionados. Se estimaron libremente todas las covarianzas entre las variables latentes del T1 para controlar su solapamiento en los resultados.

Para evaluar si el modelo estaba moderado por el sexo de los adolescentes, se siguieron varios pasos. En el primero se calculó el modelo separadamente en chicos y chicas. En segundo lugar se comprobó la invarianza configural del modelo para demostrar que el patrón de parámetros fijados y libres era equivalente en las dos muestras. Finalmente se comprobó la invarianza de las asociaciones entre las variables latentes. Se utilizaron la raíz cuadrada media de error de aproximación (RMSEA), el índice de ajuste comparativo (CFI) y la raíz cuadrada media residual estandarizada (SRMR) para evaluar la bondad de ajuste del modelo. Según diversos autores (Hu y Bentler, 1999), valores del CFI mayores que .90, valores del RMSEA menores que .06 y valores de SRMR menores de .08 reflejan un buen ajuste.

Además se calcularon estadísticos descriptivos, correlaciones y comparaciones de medias con el programa IBM-SPSS-23.

## **Resultados**

### *Estadísticos descriptivos, correlaciones entre las variables del estudio y diferencias de género*

En la Tabla 1 se muestran las medias y desviaciones típicas de cada variable del estudio así como las correlaciones entre ellas. Como puede observarse, los síntomas de depresión correlacionan significativamente con todas las variables. Las variables de estrés interpersonal en el T1 correlacionan con los estilos de afrontamiento excepto con control secundario. En la Tabla 2 se presentan las diferencias de género en las variables del estudio. Las chicas puntuaron significativamente más alto que los chicos en afrontamiento primario, distanciamiento, síntomas de depresión y estrés percibido. Los chicos pun-

tuaron ligeramente más alto en número de estresores en el T2. Se calculó el tamaño del efecto ( $d$ ) siguiendo las orientaciones de Cohen (1988). Según esos criterios, las

diferencias eran moderadas para el afrontamiento primario, la resolución de problemas, la expresión emocional y la depresión en el T2 y pequeñas para el resto.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos y correlaciones entre las variables del estudio

	1	2	3	4	5	6	7	<i>M</i>	<i>DT</i>
1. A. Control primario T1	1							18.70	4.43
2. A. Control secundario T1	.33**	1						19.12	6.89
3. A. Distanciamiento T1	.19**	.37**	1					1.35	4.93
4. Síntomas depresión T1	.09*	-.09*	.28**	1				6.06	4.08
5. Estrés percibido T1	.17**	.08*	.24**	.35**	1			23.98	13.13
6. Estrés percibido T2	.10**	.02	.18**	.38**	.58**	1		2.32	19.05
7. Número estresores T1	.11**	.04	.26**	.24**	.78**	.51**	1	12.56	5.08
8. Número estresores T2	.03	.01	.10*	.20**	.42**	.84**	.55**	12.09	5.37

\*  $p < .05$ , \*\* $p < .001$

Tabla 2. Diferencias de género en las variables del estudio

	Chicas <i>M (DT)</i>	Chicos <i>M (DT)</i>	<i>F</i> (1,979)	<i>p</i>	<i>d</i> de Cohen
1. A. Control primario T1	2.07 (4.50)	17.52 (5.87)	54.51	< .001	.48
2. A. Control secundario T1	18.84 (6.09)	19.36 (7.50)	1.37	.249	-.08
3. A. Distanciamiento T1	1.87 (4.59)	9.90 (5.18)	8.98	.003	.20
4. Síntomas depresión T1	7.15 (4.16)	5.13 (3.77)	6.23	< .001	.51
6. Estrés Percibido T1	23.90 (13.24)	18.47 (12.51)	41.62	< .001	.42
7. Estrés Percibido T2	21.80 (12.44)	19.06 (12.97)	1.85	< .001	.22
8. Número estresores T1	12.84 (4.96)	12.33 (5.17)	2.40	.121	.10
9. Número estresores T2	11.71 (5.04)	12.42 (5.62)	4.08	.044	-.13

### *Modelo de generación de estrés: La depresión y los estilos de afrontamiento como predictores del número de estresores*

Se puso a prueba la hipótesis de que los tres estilos de estilos de afrontamiento (control primario, control secundario y distanciamiento) y los síntomas de depresión en el T1 predecirían los estresores interpersonales en el T2. Para ello, se incluyeron en el modelo los tres estilos de estilos de afrontamiento y la depresión en el T1 y los estresores en el T1 y T2. Este modelo incluyó seis variables latentes y 18 indicadores.

En primer lugar, un análisis factorial confirmatorio preliminar mostró que el modelo de medida era adecuado y que las cargas factoriales eran significativamente diferentes a cero. S-B  $\chi^2$  (12,  $N = 948$ ) = 385, RMSEA = .048 (90 % CI: .043 -.054), CFI = .96, SRMR = .048. A continuación se comprobó el modelo estructural hipotetizado.

La Figura 1 muestra los resultados de este modelo. Los coeficientes representan el grado de asociación entre las variables latentes y pueden interpretarse como coeficientes de regresión. La asociación autoregresiva, que indica la estabilidad de la medida a lo largo del tiempo, entre estresores en T1 y T2 fue estadísticamente significativa. Además, los síntomas de depresión en el T1 predijeron el número de estresores interpersonales en el T2. Sin embargo, los estilos de afrontamiento no predijeron un aumento de estresores interpersonales en el T2. Los índices de ajuste fueron buenos, S-B  $\chi^2$  (117,  $N = 948$ ) = 283, RMSEA = .039 (90 % CI: .033; .044), CFI = .98, SRMR = .04.

### *Diferencias de género en el modelo de generación de estrés*

A continuación se comprobó si las relaciones entre las variables del modelo eran equivalentes en chicos y

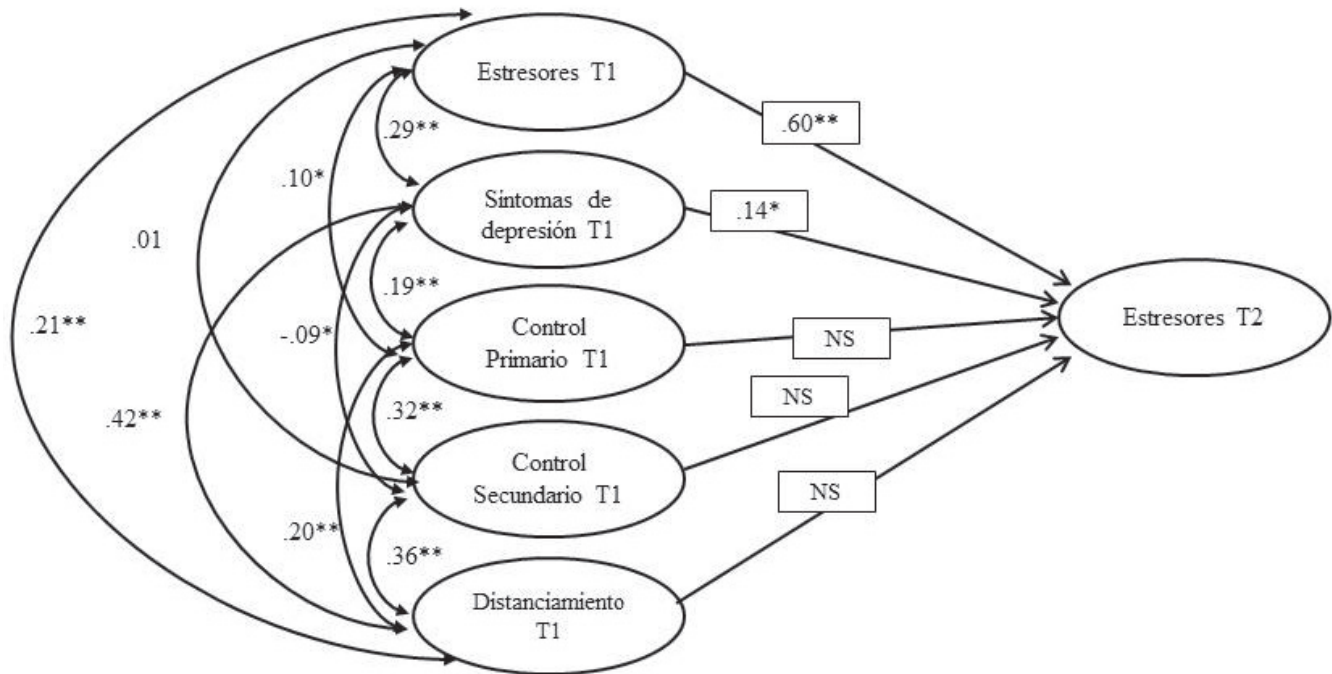


Figura 1. Estilos de afrontamiento y depresión como variables predictoras del número de estresores interpersonales. Nota: NS = No significativo, \*  $p < .05$ , \*\* $p < .001$ .

chicas. Primero se estimó el modelo para chicos y chicas separadamente. Los índices de ajuste fueron buenos en el modelo de los chicos,  $S-B \chi^2 (117, N = 435) = 187$ ,  $RMSEA = .034$  (90 % CI: .025-.043),  $CFI = .99$ ,  $SRMR = .042$ , y en el de las chicas,  $S-B \chi^2 (117, N = 519) = 196$ ,  $RMSEA = .039$  (90% CI: .030-.049),  $CFI = .98$ ,  $SRMR = .053$ . En segundo lugar se comprobó la invarianza configural del modelo y los índices de ajuste fueron adecuados,  $S-B \chi^2 (234, N = 946) = 38$ ,  $RMSEA = .037$  (.030-.044),  $CFI = .98$ ,  $SRMR = .042$ . Finalmente se comprobó la invarianza de las relaciones. Mediante la aplicación de Crawford y Henry (2003) se comprobó que esta restricción no aumentó la  $\chi^2$  significativamente dado que la diferencia Satorra-Bentler escalada para 5 grados de libertad fue .79,  $p = .98$ . Este resultado indica que el patrón de las relaciones es igual entre chicos y chicas.

#### *Modelo de generación de estrés: la depresión y los estilos de afrontamiento como predictores del estrés percibido*

De manera similar que en el apartado anterior se puso a prueba la hipótesis de generación de estrés pero en este caso en lugar del número de estresores se tomó como variable criterio el estrés percibido para estresores interpersonales. El modelo de medida fue bueno,  $S-B \chi^2 (12, N = 948) = 413$ ,  $RMSEA = .051$  (90 % CI: .045-.056),  $CFI = .97$ ,  $SRMR = .042$ . A continuación, se evaluó si los tres estilos de afrontamiento (control primario, control secundario y distanciamiento) y la depresión en el T1 predecirán el estrés percibido en el T2. El modelo planteado por tanto fue similar y se incluyeron en el modelo los tres estilos de afrontamiento y los síntomas de depresión en el T1 y el estrés percibido en el T1 y T2. Al igual que en el modelo anterior, se utilizaron parcelas de ítems como indicadores de las variables latentes. Por lo tanto, el modelo incluyó seis variables latentes y 18 indicadores. Se comprobó el modelo estructural hipotetizado. Los índices de ajuste fueron buenos,  $S-B \chi^2 (117, N = 948) = 282$ ,  $RMSEA = .039$  (90 % CI: .033-.044),  $CFI = .98$ ,  $SRMR = .041$ . El coeficiente autoregresivo para el estrés percibido fue significativo, indicando la estabilidad de esta variable a lo largo del tiempo. Además, los síntomas de depresión en el T1 predijeron un aumento de estrés percibido en el T2. Sin embargo, los estilos de afrontamiento no predijeron el estrés percibido en el T2. La Figura 2 muestra los resultados de este modelo.

luó si los tres estilos de estilos de afrontamiento (control primario, control secundario y distanciamiento) y la depresión en el T1 predecirán el estrés percibido en el T2. El modelo planteado por tanto fue similar y se incluyeron en el modelo los tres estilos de estilos de afrontamiento y los síntomas de depresión en el T1 y el estrés percibido en el T1 y T2. Al igual que en el modelo anterior, se utilizaron parcelas de ítems como indicadores de las variables latentes. Por lo tanto, el modelo incluyó seis variables latentes y 18 indicadores. Se comprobó el modelo estructural hipotetizado. Los índices de ajuste fueron buenos,  $S-B \chi^2 (117, N = 948) = 282$ ,  $RMSEA = .039$  (90 % CI: .033-.044),  $CFI = .98$ ,  $SRMR = .041$ . El coeficiente autoregresivo para el estrés percibido fue significativo, indicando la estabilidad de esta variable a lo largo del tiempo. Además, los síntomas de depresión en el T1 predijeron un aumento de estrés percibido en el T2. Sin embargo, los estilos de afrontamiento no predijeron el estrés percibido en el T2. La Figura 2 muestra los resultados de este modelo.

#### *Diferencias de género en el modelo de generación de estrés percibido*

Finalmente se comprobó si las relaciones entre las variables del modelo del estrés percibido eran equivalentes en chicos y chicas. Primero se estimó el modelo para chicos y chicas de manera separada. Los índices de ajuste

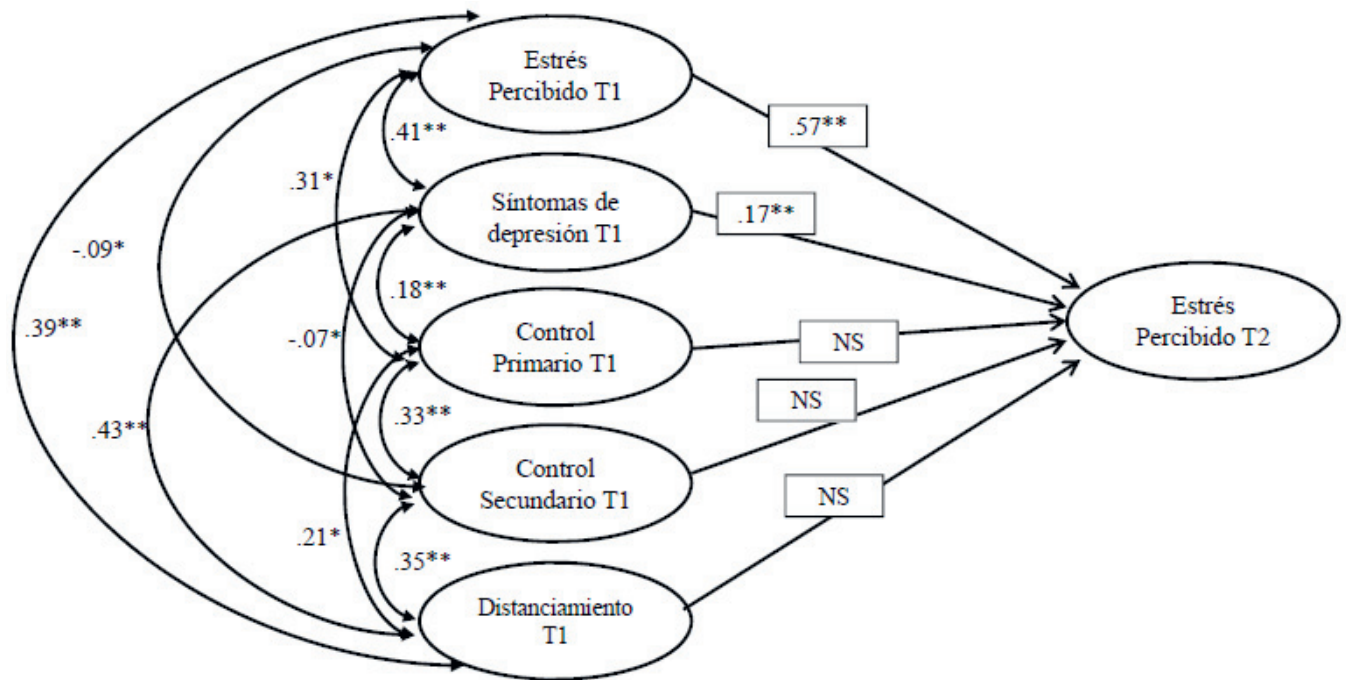


Figura 2. Estilos de afrontamiento y depresión como variables predictoras del estrés percibido. Nota: NS = No significativo, \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .001$ .

te fueron buenos tanto para los chicos, S-B  $\chi^2$  (117,  $N = 435$ ) = 226, RMSEA = .043 (90 % CI: .034 -.051), CFI = .98, SRMR = .046, y en el de las chicas, S-B  $\chi^2$  (117,  $N = 519$ ) = 183, RMSEA = .036 (90 % CI: .026 -.046), CFI = .98, SRMR = .051. En el caso de las chicas, el estilo de afrontamiento de distanciamiento del T1 también predijo el estrés percibido en el T2 (0.19,  $p = .03$ ). En segundo lugar se comprobó la invarianza configural del modelo y los índices de ajuste fueron adecuados, S-B  $\chi^2$  (234,  $N = 946$ ) = 403, RMSEA = .042 (.035; .048), CFI = .98, SRMR = .046. Finalmente se comprobó la invarianza de las relaciones. Esta restricción no aumentó la  $\chi^2$  significativamente dado que la diferencia Satorra-Bentler escalada para 5 grados de libertad fue 1.47,  $p = .92$ , lo que indica que el patrón de las relaciones es igual entre chicos y chicas, aunque, como se ha indicado, el afrontamiento de distanciamiento aumentó la percepción de estrés en las chicas.

### Discusión

Este estudio se encuadra en la investigación sobre el modelo de generación de estrés (Hammen, 1991) y extiende la literatura previa al examinar si los diversos estilos de afrontamiento predicen cambios en los estresores interpersonales futuros. Mientras que los resultados coinciden con los de otros estudios anteriores confirmando que los síntomas depresivos incrementan la ocu-

rrencia de sucesos dependientes interpersonales (Calvete, 2011b; Calvete et al., 2013; Connolly et al., 2010; Conway, Hammen y Brennan, 2012; Hammen, Brennan y Le Brocque, 2011; Hankin et al., 2007; Harkness y Stewart, 2009; Shapero et al., 2013), en contra de nuestra hipótesis, los estilos de afrontamiento muestran un papel muy limitado de en la generación de nuevos estresores interpersonales. En concreto, no se ha encontrado apoyo para la hipótesis de que el afrontamiento de distanciamiento en el T1 prediga un aumento de estresores interpersonales ni del estrés percibido en el T2, excepto en el caso de las chicas en las que el afrontamiento de distanciamiento aumentó la percepción de estrés interpersonal. Es más, el uso de los estilos de afrontamiento de control primario y de control secundario no tiene relación con una reducción o un aumento de los sucesos estresantes ni del estrés percibido en el T2 en este estudio.

Tal y como se ha indicado previamente, apenas hay investigaciones que hayan estudiado las estrategias de afrontamiento en el modelo de generación de estrés. En relación con las estrategias de afrontamiento de control primario y de control secundario, la única evidencia es el estudio de Davila et al. (1995), quienes encontraron que la estrategia de solución de problemas predecía estresores interpersonales. Sin embargo, nuestro estudio, en consistencia con los hallazgos de Barker (2007), no apoya el modelo de generación de estrés para estas formas



de afrontamiento. Una posible explicación es que en el estudio de Davila et al., (1995) las autoras no controlaron el nivel inicial de estresores al comienzo del estudio. En nuestro estudio y en el de Barker, en cambio, se evaluó si el afrontamiento predecía un aumento de estresores más allá de lo que el nivel inicial de estresores predecía. Respecto al afrontamiento de distanciamiento, nuestros resultados son consistentes con los de los dos estudios previos que sugerían que el estilo de afrontamiento de distanciamiento está asociado con la generación de estresores vitales (Barker, 2007; Holahan et al., 2005). Nuestro estudio extiende este resultado a muestra de adolescentes, si bien indica que el rol del distanciamiento como generador de estrés percibido tiene lugar solo en la muestra de chicas.

La ausencia de resultados significativos para la generación de estrés a partir del afrontamiento sugiere que otras variables tales como las vulnerabilidades cognitivas pueden desempeñar un papel mucho más relevante en este sentido. Así, esquemas cognitivos disfuncionales, estilos inferenciales y estilos de respuesta rumiativos han mostrado ser predictores del aumento de estresores a lo largo del tiempo en diversos estudios (Calvete et al., 2013; Liu, 2013). Por ejemplo, se ha encontrado que los estilos inferenciales negativos, que implican la realización de inferencias negativas sobre las causas de los acontecimientos estresantes, predicen un aumento de estresores (Calvete et al., 2013).

La hipótesis de generación de estrés se desarrolló para dar cuenta de las diferencias de género en depresión, bajo el supuesto de que la generación de estrés era mayor en las mujeres que en los hombres. Nuestro estudio, sin embargo, no apoya la hipótesis de las diferencias de género, ya que hemos encontrado que los síntomas depresivos predicen los sucesos estresantes y el estrés percibido de igual manera para los chicos que para las chicas adolescentes. Otras investigaciones con niños y adolescentes coinciden con nuestros resultados, ya que tampoco han encontrado diferencias de género significativas en la generación de estrés (Flynn y Rudolph, 2011; Rudolph, 2008). Las investigaciones con muestras de adultos también han encontrado resultados mixtos con respecto a las diferencias de género en este modelo. Algunos estudios confirman las diferencias de género, señalando que las mujeres contribuyen en mayor medida que los hombres a la generación de estresores dependientes interpersonales que les ponen en riesgo de una depresión futura (Barker, 2007; Bouchard y Shih, 2013; Shih y Auerbach, 2010) mientras que otros estudios no han encontrado diferencias de género en la ocurrencia de estresores dependientes interpersonales (Safford, Alloy, Abramson y Crossfield, 2007; Shih y Eberhart, 2010).

Aunque en nuestro estudio no hubo diferencias de género en el modelo de generación de estrés, se observó que en la muestra de chicas el afrontamiento de distanciamiento predecía un aumento del estrés percibido interpersonal. Aunque esta asociación tuvo un tamaño del efecto pequeño, podría indicar la posible existencia de un mecanismo que explique las puntuaciones mayores en estrés percibido para eventos sociales entre las chicas.

### *Limitaciones y líneas futuras de investigación*

En los resultados de este estudio tienen que considerarse las limitaciones encontradas que son interesantes tener en cuenta para la interpretación de los datos y para el diseño de estudios futuros. Una es la utilización exclusiva de medidas de auto-informe. Aunque los auto-informes suponen una forma adecuada, accesible y asequible de recoger información sobre las variables estudiadas y facilitan la aplicación de los diferentes cuestionarios a una amplia muestra de participantes de un modo relativamente rápido en el tiempo, implican algunos inconvenientes. Al pedir a los participantes la valoración de los acontecimientos estresantes en los últimos seis meses puede presentarse una falta de fiabilidad o distorsión en el recuerdo debido al tiempo transcurrido, ya que los propios adolescentes pueden haber infravalorado o aumentado sus pensamientos, conductas o emociones. Además, las personas con un estilo cognitivo negativo, por ejemplo, tienden a valorar con mayor severidad los acontecimientos estresantes suponiendo un sesgo relevante para la generación de estrés (Liu, 2013).

Con respecto al cuestionario utilizado para valorar los sucesos vitales ocurridos a los adolescentes (APES; Compas et al., 1987), se recoge solamente la información cuantitativa sobre el número de estresores experimentados por los chicos y chicas y su valoración subjetiva, no teniendo en cuenta que algunos de los acontecimientos valorados pueden ser más severos que otros (por ej., «No conseguir hacer algo que quieres» en comparación a «Muerte de un familiar»). Para resolver esta cuestión, se podrían utilizar entrevistas semiestructuradas donde se valore la severidad y otras características importantes de los sucesos de forma objetiva (Dohrenwend, 2006), tal y como se está realizando en diversas investigaciones (Connolly et al., 2010; Conway et al., 2012; Harkness et al., 2010).

Por otro lado, el estudio está realizado con una amplia muestra de adolescentes de diversos colegios de Vizcaya constituyendo un grupo bastante homogéneo, lo que podría dificultar la generalización de los resultados

a otras poblaciones como adolescentes que presenten trastornos psicológicos graves o pertenezcan a otras culturas.

Asimismo, aunque el estudio es longitudinal, la utilización de sólo dos tiempos en un intervalo de seis meses de diferencia supone una limitación. Sería beneficioso incluir más tiempos de medición de las variables que podrían explicar mejor el proceso transaccional entre los estresores, los síntomas de depresión y el afrontamiento. De hecho, existen investigaciones que han utilizado diseños longitudinales con varios tiempos de medición para valorar las relaciones recíprocas y mediaciones entre las variables (Hankin, 2009). Así por ejemplo, se podría evaluar si algunas formas de afrontamiento llevan a un aumento de estresores y estos a más síntomas de depresión.

Otra limitación se refiere a la medida de síntomas de depresión empleada. Aunque la escala de problemas afectivos mostró consistencia interna adecuada y cuenta con el respaldo de incluir ítems que reflejan indicadores de trastornos depresivos según el DSM-IV-R, hubiese sido muy adecuado el uso de una medida específica de síntomas de depresión, por ejemplo, la Escala de Depresión Adolescente (Reynolds, 2002). Más aún, sería importante que estudios futuros examinen las hipótesis de este trabajo en muestras clínicas de adolescentes con diagnóstico de trastorno depresivo.

A pesar de las limitaciones señaladas, este estudio es uno de los pocos estudios que ha valorado con una metodología longitudinal el papel de afrontamiento en el modelo de generación de estrés en una muestra de adolescentes. Se ha evaluado si la sintomatología depresiva y la utilización de las diferentes respuestas de afrontamiento generan estrés posterior, tal como expone dicho modelo.

Sería interesante la realización de otras investigaciones que aclaren el papel del afrontamiento en la generación de estrés mediante el empleo de métodos diferentes para evaluar los estresores como entrevistas individualizadas a adolescentes y progenitores. También sería recomendable añadir más intervalos de tiempo con el objetivo de evaluar mecanismos mediadores entre las variables. Asimismo, sería deseable medir el afrontamiento en todos los tiempos con el fin de determinar cómo los estresores y los síntomas de depresión influyen a su vez en las estrategias de afrontamiento empleadas por los adolescentes.

### Conflictos de intereses

Los autores declaran que no existen conflictos de intereses.

### Referencias

- Achenbach, T.M., Dumenci, L. y Rescorla, L.A. (2000). *Ratings of relations between DMS-IV diagnostic categories and items of the CBCL/6-18, TRF, and YSR*. Burlington, VT: University of Vermont. Research Center for Children, Youth, and Families. Obtenido el 8 de octubre de 2015 en [www.aseba.org](http://www.aseba.org).
- Achenbach, T.M. y Rescorla, L.A. (2001). *Manual for ASEBA school-age forms and profiles*. Burlington, VT: University of Vermont. Research Center for Children, Youth, and Families.
- American Psychiatric Association (1994). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (4th Ed. Rev.). Washington: APA
- Barker, D.B. (2007). Antecedents of stressful experiences: Depressive symptoms, self-esteem, gender, and coping. *International Journal of Stress Management*, 14, 333-349. doi: 10.1037/1072-5245.14.4.333.
- Bouchard, L.C. y Shih, J.H. (2013). Gender differences in stress generation: Examination of interpersonal predictors. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 32, 424-445. doi: 10.1521/jscp.2013.32.4.424
- Calvete, E. (2011a). Integrating sociotropy, negative inferences and social stressors as explanations for the development of depression in adolescence: Interactive and mediational mechanisms. *Cognitive Therapy and Research*, 35, 477-490. doi: 10.1007/s10608-010-9320-4.
- Calvete, E. (2011b). Temporal relationships between inferential style and depressive symptoms in adolescents. *International Journal of Cognitive Therapy*, 4, 436-455. doi: 10.1521/ijct.2011.4.4.438.
- Calvete, E., Orue, I. y Hankin, B. (2013). Transactional relationships among cognitive vulnerabilities, stressors, and depressive symptoms in adolescence. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41, 399-410. doi: 10.1007/s10802-012-9691-y.
- Calvete, E., Villardón, L. y Estévez, A. (2008). Attributional style and depressive symptoms in adolescents: An examination of the role of various indicators of cognitive vulnerability. *Behaviour Research and Therapy*, 46, 944-953. doi: 10.1016/j.brat.2008.04.010.
- Chou, C. P., Bentler, P. M. y Satorra, A. (1991). Scaled test statistics and robust standard errors for nonnormal data in covariance structure-analysis: A Monte-Carlo study. *British Journal of Mathematical & Statistical Psychology*, 44, 347-357. doi: 10.1111/j.2044-8317.1991.tb00966.x
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioural sciences* (2ª ed). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cole, D.A., Nolen-Hoeksema, S., Girgus, J. y Paul, G. (2006). Stress exposure and stress generation in child and adolescent depression: A latent trait-state-error approach to longitudinal analyses. *Journal of Abnormal Psychology*, 115, 40-51. doi: 10.1037/0021-843X.115.1.40.
- Compas, B.E., Connor-Smith, J.K., Saltzman, H., Thomsen A. y Wadsworth, M. (2001). Coping with stress during childhood and adolescence: Problems, progress, and potential in theory and research. *Psychological Bulletin*, 127, 87-127. doi: 10.1037/0033-2909.127.1.97.
- Compas, B.E., Davis, G.E., Forsythe, C.J. y Wagner, B.M. (1987). Assessment of major and daily stressful events during adolescence: The adolescent perceived events scale. *Journal*

- of Consulting and Clinical Psychology, 55, 534-541. doi:10.1037/0022-006X.55.4.534.
- Connolly, N.P., Eberhart, N.K., Hammen, C.L. y Brennan, P.A. (2010). Specificity of stress generation: A comparison of adolescents with depressive, anxiety, and comorbid diagnoses. *International Journal of Cognitive Therapy*, 3, 368-379. doi:10.1521/ijct.2010.3.4.368.
- Connor-Smith, J. K. y Calvete, E. (2004). Cross-cultural equivalence of coping and involuntary responses to stress in Spain and the United States. *Anxiety, Stress and Coping*, 17, 163-185. doi: 10.1080/10615800410001709412.
- Connor-Smith, J.K., Compas, B.E., Wadsworth, M.E., Thomsen, A.H. y Saltzman, H. (2000). Responses to stress in adolescence: Measurement of coping and involuntary stress responses. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 68, 976-992. doi: 10.1037//0022-006X.68.6.976.
- Conway, C.C., Hammen, C. y Brennan, P.A. (2012). Expanding stress generation theory: Test of a transdiagnostic model. *Journal of Abnormal Psychology*, 121, 754-766. doi: 10.1037/a0027457.
- Crawford, J. R. y Henry, J. D. (2003). The Depression Anxiety Stress Scales: Normative data and latent structure in a large non-clinical sample. *British Journal of Clinical Psychology*, 42, 111-131. doi: 10.1348/014466503321903544
- Daley, S.E., Hammen, C., Burge, D., Davila, J., Paley, B., Lindberg, N. y Herzberg, D.S. (1997). Predictors of the generation of episodic stress: A longitudinal study of late adolescent woman. *Journal of Abnormal Psychology*, 106, 251-259. doi: 10.1037/0021-843X.106.2.251.
- Davila, J., Hammen, C., Burge, D., Paley, B. y Daley, S.E. (1995). Poor interpersonal problem solving as a mechanism of stress generation in depression among adolescent women. *Journal of Abnormal Psychology*, 104, 592-600. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-843X.104.4.592>.
- Dohrenwend, B.P. (2006). Inventorying stressful life events as risk factors for psychopathology: Toward Resolution of the problem of intracategory variability. *Psychological Bulletin*, 132, 477-495. doi: 10.1037/0033-2909.132.3.477.
- Ferreira, E., Granero, R., Noorian, Z., Romero, K. y Domènech, E. (2012). Acontecimientos vitales y sintomatología depresiva en población adolescente. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 17, 123-136.
- Flynn, M. y Rudolph, K.D. (2011). Stress generation and adolescent depression: Contribution of interpersonal stress responses. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 39, 1187-1198. doi:10.1007/s10802-011-9527-1.
- Fonseca-Pedrero, E., Sierra-Baigrie, S., Lemos-Giráldez, S., Paino, M. y Muñiz, J. (2012). Dimensional structure and measurement invariance of the Youth Self-Report across gender and age. *Journal of Adolescent Health*, 50, 148-153. doi: 10.1016/j.jadohealth.2011.05.011
- Grant, K.E. y McMahon, S. D. (2005). Conceptualizing the role of stressors in the development of psychopathology. En B.L. Hankin y J.R.Z. Abela (Eds.). *Development of psychopathology. A vulnerability-stress perspective* (pp. 3-31). Thousand Oaks, California: Sage Publications.
- Hammen, C. (1991). Generation of stress in the course of unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 555-561. doi: 10.1037/0021-843X.100.4.555.
- Hammen, C. (2005). Stress and depression. *Annual Review of Clinical Psychology*, 1, 293-319. doi: 10.1146/annurev.clinpsy.1.102803.143938.
- Hammen, C. (2006). Stress generation in depression: Reflections on origins, research, and future directions. *Journal of Clinical Psychology*, 62, 1065-1082. doi: 10.1002/jclp.20293.
- Hammen, C., Brennan, P.A. y Le Brocque, R. (2011). Youth depression and early childrearing: Stress generation and intergenerational transmission of depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 79, 353-363. doi: 10.1037/a0023536.
- Hankin, B.L. (2009). Development of sex differences in depressive and co-occurring anxious symptoms during adolescence: Descriptive trajectories and potential explanations in a multiwave prospective study. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 38, 460-472. doi: 10.1080/15374410902976288.
- Hankin, B.L., Abramson, L.Y. y Siler, M. (2001). A prospective test of the hopelessness theory of depression in adolescence. *Cognitive Therapy and Research*, 25, 607-632. doi: 10.1023/A:1005561616506.
- Hankin, B.L., Mermelstein, R., y Roesch, L. (2007). Sex differences in adolescent depression: Stress exposure and reactivity models. *Child Development*, 78, 279-295. doi: 10.1111/j.1467-8624.2007.00997.x.
- Harkness, K.L., Alavi, N., Monroe, S.M., Slavich, G.M., Gotlib, I.H. y Bagby, R.M. (2010). Gender differences in life events prior to onset of major depressive disorder: The moderating effect of age. *Journal of Abnormal Psychology*, 119, 791-803. doi: 10.1037/a0020629.
- Harkness, K.L., Lumley, M.N. y Truss, A.E. (2008). Stress generation in adolescent depression: The moderating role of child abuse and neglect. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 36, 421-432. doi: 10.1007/s10802-007-9188-2.
- Harkness, K.L. y Stewart, J.G. (2009). Symptom specificity and the prospective generation of life events in adolescence. *Journal of Abnormal Psychology*, 118, 278-287. doi: 10.1037/a0015749.
- Holahan, C.J., Moos, R.H., Holahan, C.K., Brennan, P.L. y Schutte, K.K. (2005). Stress generation, avoidance coping, and depressive symptoms: A 10-year model. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73, 658-666. doi: 10.1037/0022-006X.73.4.658.
- Hu, L. y Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118.
- Jöreskog, K. G. y Sörbom, D. (2013). LISREL. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Limos, S., Vallejo, G. y Sandoval, M. (2002a). Estructura factorial del Youth Self-Report. *Psicothema*, 14, 816-822.
- Little, T. D. (2013). *Longitudinal Structural Equation Modeling*. New York: The Guilford Press.
- Little, T.D., Cunningham, W.A., Shahar, G. y Widaman, K.F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, 9, 151-173. [http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902\\_1](http://dx.doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_1)
- Little, T.D., Slegers, D.W. y Card, N.A. (2006). A non-arbitrary method of identifying and scaling latent variables in SEM and

- MACS models. *Structural Equation Modeling*, 13, 59-72. doi: 10.1207/s15328007sem1301\_3.
- Liu, R.T. (2013). Stress generation: Future directions and clinical implications. *Clinical Psychology Review*, 33, 406-416. <http://dx.doi.org/10.1016/j.cpr.2013.01.005>.
- Mezulis, A.H., Funasaki, K.S., Charbonneau, A.M. y Hyde, J.S. (2010). Gender differences in the cognitive vulnerability-stress model of depression in the transition to adolescence. *Cognitive Therapy and Research*, 13, 501-513. doi: 10.1007/s10608-009-9281-7.
- Pettit, J.W., Lewinsohn, P.M., Seeley, J.R., Roberts, R.E. y Yaroslavsky, I. (2010). Developmental relations between depressive symptoms, minor hassles, and major events from adolescence through age 30 years. *Journal of Abnormal Psychology*, 119, 811-824. doi: 10.1037/a0020980.
- Pinquart, M. y Silbereisen, R.K. (2008). Coping with increased uncertainty in the field of work and family life. *International Journal of Stress Management*, 15, 209-221. doi: 10.1037/1072-5245.15.3.209.
- Reynolds, W. M. (2002). *Reynolds Adolescent Depression Scale-Professional manual*. Odessa: Psychological Assessment Resources. Inc.
- Rudolph, K.D. (2008). Developmental influences on interpersonal stress generation in depressed youth. *Journal of Abnormal Psychology*, 117, 673-679. doi:10.1037/0021-843X.117.3.673.
- Rudolph, K.D., Flynn, M., Abaied, J., Groot, A. y Thompson, R. (2009). Why is past depression the best predictor of future depression? Stress generation as a mechanism of depression continuity in girls. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 38, 473-485. doi: 10.1080/15374410902976296.
- Rudolph, K. D., Hammen, C., Burge, D., Lindberg, N., Herzberg, D. y Daley, S.E. (2000). Toward an interpersonal life-stress model of depression: The developmental context of stress generation. *Development and Psychopathology*, 12, 215-234. doi: 10.1017/S0954579400002066.
- Safford, S.M., Alloy, L.B., Abramson, L.Y. y Crossfield, A.G. (2007). Negative cognitive style as a predictor of negative life events in depression-prone individuals: A test of the stress generation hypothesis. *Journal of Affective Disorders*, 99, 147-154. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jad.2006.09.003>.
- Sánchez-Hernández, Ó., Méndez, F. X. y Garber, J. (2014). Prevención de la depresión en niños y adolescentes: Revisión y reflexión. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 19, 63-76.
- Sanjuán, P. y Avila, M. (2016). Afrontamiento y motivación como predictores del bienestar subjetivo y psicológico. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 21, 1-10.
- Seiffge-Krenke, I., Aunola, K. y Nurmi, J-E. (2009). Changes in stress perception and coping during adolescence: The role of situational and personal factors. *Child Development*, 80, 259-279. doi:10.1111/j.1467-8624.2008.01258.x.
- Shapero, B.G., Hankin, B.L. y Barocas, A.L. (2013). Stress generation and exposure in a multi-wave study of adolescents: Transactional processes and sex differences. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 32, 989-1012.
- Shih, J.H. y Auerbach, R.P. (2010). Gender and stress generation: An examination of interpersonal predictors. *International Journal of Cognitive Therapy*, 3, 332-344. doi:10.1521/ijct.2010.3.4.332.
- Shih, J.H. y Eberhart, N.K. (2010). Gender differences in the associations between interpersonal behaviors and stress generation. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 29, 243-255. doi: 10.1521/jscp.2010.29.3.243.
- Shih, J.H., Eberhart, N.K., Hammen, C.L. y Brennan, P.A. (2006). Differential exposure and reactivity to interpersonal stress predict sex differences in adolescent depression. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 35, 103-115. doi:10.1207/s15374424jccp3501\_9.
- Skinner, E.A., Edge, K., Altman, J. y Sherwood, H. (2003). Searching for the structure of coping: A review and critique of category systems for classifying ways of coping. *Psychological Bulletin*, 129, 216-269. doi: 10.1037/0033-2909.129.2.216.
- Wadsworth, M.E., Rieckmann, T., Benson, M.A. y Compas, B.E. (2004). Coping and responses to stress in Navajo adolescents: Psychometric properties of the responses to stress questionnaire. *Journal of Community Psychology*, 32, 391-411. doi: 10.1002/jcop.20008.